ИССЛЕДОВАНИЕ АЛГОРИТМОВ РАСПОЗНАВАНИЯ РАДИОЛОКАЦИОННЫХ ИЗОБРАЖЕНИЙ РАСПРЕДЕЛЁННЫХ ОБЪЕКТОВ

Доросинский Л.Г.
Уральский федеральный университет имени первого Президента России Б.Н. Ельцина, 19, ул. Мира, Екатеринбург, 620002, Россия тел.: +73433754145, e-mail: L.Dorosinsky@mail.ru

Аннотация - Получены выражения достаточных статистик для классификации радиолокационных изображений, полученных в РЛС с синтезированной апертурой. Проведён сравнительный анализ эффективности классификации названных изображений при использовании в качестве признаков вектора достаточных статистик, вектора моментов при параметрических и непараметрических правилах решения.

THE RESEARCH OF THE DISTRIBUTED OBJECTS' RADAR IMAGE RECOGNITION ALGORITHMS

Dorosinsky L.G.
Ural Federal University named after the first President of Russia B.N.Yeltsin, 19, Mira sq., Ekaterinburg, 620002, Russia Ph.: +73433754145, e-mail: L.Dorosinsky@mail.ru

Abstract - The formulas of the sufficient statistics for the grading the radar images received in RSA are received. The comparative analysis of the efficiency of the grading the named images as the feature of the sufficient vector, the moments' vector with the parametric and non parametric decisions rules is done.

I. Введение

Использование сверхширокополосных сигналов и больших апертур при решении задач дистанционного зондирования земной поверхности радиолокационными средствами позволяет получить на выходе устройства обработки достаточно подробное радиолокационное изображение (РЛИ) наблюдаемого пространственно-распределённого объекта. Одна из основных задач, стоящих перед разработчиками устройства обработки, заключается в создании эффективных алгоритмов классификации РЛИ при наличии искажений, обусловленных ограниченной разрешающей способностью приёмной апертуры, флуктуациями наблюдаемого сигнала и помехами. При этом необходимо выбрать вектор признаков, сочетающий высокую информативность с относительно небольшой размерностью. Такой вектор может быть построен на базе достаточных статистик или моментов РЛИ. Вторая часть названной проблемы заключается в нахождении эффективных и простых правил решения.

II. Основная часть

Поле, создаваемое отражённым сигналом в апертуре принимаемой антенны, может быть представлено в следующем виде:

$$\dot{U}_A(t,r) = \int\limits_{Q_k} \dot{\alpha}(t,r,q)\sigma_k(q) f(t,r,q)dq + \dot{n}(t,r), \qquad (1)$$

где r и q – соответственно радиус-вектор точки приёмной апертуры и радиус-вектор точки наблюдаемого объекта; $\dot{\alpha}(t,r,q)$ - весовая функция, зависящая от свойств приёмной апертуры и геометрических соотношений, связывающих координаты объекта и апертуры, $\sigma_k^2(q)$ - исходное изображение объекта k-го класса – распределение мощности сигнала, излучаемого (отражаемого) объектом, по его координатам в пределах области пространства *Qk*; $f(t,r,q)$ - случайное поле флуктуаций, определяющее мультипликативные искажения информационного поля $\sigma_k^2(q)$; $\dot{n}(t,r)$ - гауссово поле аддитивной помехи.

Если число элементов разрешения, приходящееся на поверхность объекта, достаточно велико, наблюдаемое поле (1) можно считать гауссовским. В этом случае статистика, соответствующая наблюдению k-го класса, может быть представлена следующим образом:

$$\lambda_k = \iint\limits_T \iint\limits_L U_A(t_1,r_1)U_A(t_2,r_2) W_k(t_1,t_2,r_1,r_2)dt_1dt_2dr_1dr_2, \qquad (2)$$

где T и L – соответственно время наблюдения и область пространства, занимаемая антенной системой; $W_k(t_1,t_2,r_1,r_2)$ - весовая функция обработки, соответствующая k-му из распознаваемых классов.

В последнем выражении (2) предполагалось, что математическое ожидание поля (1) равно нулю. Это ограничение не носит принципиального характера, поскольку информационным параметром в рассматриваемой задаче является удельная плотность средней мощности флуктуаций $\sigma_k^2(q)$.

Кроме того, введём два предположения, обычно выполняющиеся на практике:

а) время наблюдения и размеры антенной системы значительно превышают время корреляции и интервал пространственной корреляции принимаемого сигнала;

б) сигналы от отдельных элементов пространственно-распределённого объекта статистически независимы.

Весовая функция обработки при этом может быть найдена из интегрального уравнения обращения методом Фурье и выражение для k-й компоненты вектора достаточных статистик примет вид

$$\lambda_k = \int\limits_{Q_k} \frac{\sigma_k^2(q)}{1+\sigma_k^2(q)} z(q)dq\,, \qquad (3)$$

где

$$z(q) = \left| \int\limits_T \int\limits_L U_A(t,r)\dot{\alpha}(t,r,q)dtdr \right|^2 \qquad (4)$$

- РЛИ пространственно-распределённого объекта.

Другой способ формирования вектора признаков основан на вычислении моментов различных порядков от функции *z(q),* причём центральный момент $p_1+p_2+......+p_n$ определяется из соотношения:

$$\mu_{p_1,p_2,.......p_n} = \int\limits_Q (q_1-q_{10})^{p_1}(q_2-q_{20})^{p_2}..........(q_n-q_{n0})^{p_n} z(q)dq\,,$$

(5)

где

$$q_{i0} = \frac{\int\limits_Q q_i z(q)dq}{\int\limits_Q z(q)dq}\,. \qquad (6)$$

В статье сравниваются несколько параметрических и непараметрических способов принятия решения. В первом случае предполагается, что вектор признаков имеет многомерное нормальное распределение с математическими ожиданиями и ковариационными матрицами, оцениваемыми на этапе обучения. Решение (1-й способ) принимается по минимуму функции:

$$\hat{i} = \min_i \{ (\Delta - \hat{M}_i)^t \hat{\Sigma}_i^{-1}(\Delta - \hat{M}_i) + \ln\left|\hat{\Sigma}_i\right| \}\,, \qquad (7)$$

где $\hat{i}$ - оценка номера класса объекта;

$$\Delta = \{\lambda_1, \lambda_2, ...\lambda_n\}$$

вектор признаков; $\hat{M}_i$ - оценка вектора средних для i-го класса объектов; $\hat{\Sigma}_i$ - оценка ковариационной матрицы вектора признаков для i-го класса.

Другой вариант решения (2-й способ) получен упрощением (7), основанным на предположении о независимости отдельных компонент вектора признаков.

Кроме того, приводятся результаты сравнения с непараметрическим правилом – методом К «ближайших соседей» (3-й способ).

Основной статистический материал, используемый для исследования алгоритмов распознавания, получен путём моделирования двумерных РЛИ, адекватных полю сигнала на выходе устройства обработки в станции бокового обзора с синтезированной апертурой. Наблюдаемый объект моделируется с помощью отдельных блестящих точек и диффузионной составляющей. Распознаваемые классы отличаются расположением блестящих точек. Число классов равно трём. В качестве признаков используются векторы: достаточных статистик

$$\boldsymbol{\lambda} = \{\boldsymbol{\lambda}_1, \boldsymbol{\lambda}_2, \boldsymbol{\lambda}_3\},$$

а также моментов

$$\boldsymbol{\mu}_1 = \{\boldsymbol{\mu}_{20}, \boldsymbol{\mu}_{00}, \boldsymbol{\mu}_{02}\}$$

и

$$\boldsymbol{\mu}_2 = \{\boldsymbol{\mu}_{30}, \boldsymbol{\mu}_{20}, \boldsymbol{\mu}_{00}, \boldsymbol{\mu}_{02}, \boldsymbol{\mu}_{03}\}.$$

При этом вероятности правильного распознавания по трём описанным правилам решения для каждого вектора приведены в таблице.

III. Заключение

Итак, из полученных результатов следует, что при распознавании на небольшое число классов (ситуация, типичная для классификации РЛИ), вектор достаточных статистик обеспечивает более высокую вероятность правильной классификации, чем вектор моментов такой же и несколько большей размерности. Вариант решения, предполагающий статистическую независимость признаков (2-й способ), заметно уступает правилам, учитывающим эту зависимость (1-й и 3-й способы).

Таблица

Признак	Правило решения		
	1-й способ	2-й способ	3-й способ
$\boldsymbol{\lambda}$	0,98	0,80	0,94
$\boldsymbol{\mu}_1$	0,76	0,58	0,65
$\boldsymbol{\mu}_2$	0,60	0,50	0,54

IV. Литература

[1] R. Duda, P. Hurt. Image recognition and scene analysis. M. 1976. 512p.

[2] Hu Ming Quay. Mathematical model of visual perception. From Bionics problems. M. 1965. p.115-135.

[3] S. Falkovitch. Signal parameters evaluation. M., 1970 – 260p.

[4] L. Dorosinsky. Statistical modeling of space distributed object two-dimensional image. Proceedings of All-Union 9th symposium “Random processes and fields methods of representation and instrumental analysis” Suchumi, 1980, p.61-63.